



TITLE:

各国通貨単位の資本労働比率変動 とマクロ収穫率

AUTHOR(S):

大西, 広

CITATION:

大西, 広. 各国通貨単位の資本労働比率変動とマクロ収穫率. 経済論叢
1998, 161(1): 93-107

ISSUE DATE:

1998-01

URL:

<https://doi.org/10.14989/45192>

RIGHT:

經濟論叢

第161巻 第1号

野澤正徳教授記念號

献 辞	本 山 美 彦	
G. リューメリンの社会統計論	長 屋 政 勝	1
イギリスの福祉改革とボランティア組織	川 口 清 史	34
ヘーゲル論理学・有論 「質」と「資本」の論理	角 田 修 一	48
インターネット／イントラネットの 経済的・社会的利用の諸形態	小 林 正 人	68
各国通貨単位の資本労働比率変動と マクロ収穫率	大 西 広	93
投入産出構造・緩衝在庫・販売予測	森 岡 真 史	108
外生性の実践的検定手法	井 口 泰 秀 宮 崎 憲 治	133

野澤正徳 教授 略歴・著作目録

平成10年1月

京都大學經濟學會

各国通貨単位の資本労働比率変動とマクロ収穫率

大 西 広

筆者はこの7年間、環太平洋地域10ヶ国・地域に関する戦後期間の連結計量経済モデルの構築と分析を主な仕事として行ない、この2月に『環太平洋諸国の興亡と相互依存—京大環太平洋モデルの構造とシミュレーション』（京都大学学術出版会）を出版した。しかし、このモデルは各国間の連結を簡便にするため各国モデルをすべて（米国のデフレーターで実質化した）ドル・ベースで構築しており、そのためいくつかのファクト・ファインディングや傾向性に関する主張に対し、研究会などで疑問を呈されている。とりわけ、資本労働比率の長期変動やマクロ収穫率の各国差はこの書物において極めて重要な位置を占めており、各国通貨単位の再推計による主張の再検討が求められる。本稿はそのことを目的とする。

具体的には、本稿第1節において、まず資本労働比率の長期変動を各国通貨単位の実質値として再推計し、長期歴史的なその低下→安定→上昇といった傾向性が確認できるかどうかを検討する。また、続く第2節では、労働に対する資本の弾力性をも考慮に入れたマクロ収穫率を新しい各国通貨単位のデータから再推計する。そして、最後の第3節では Solow-Koopmans-Barro の閉鎖体系による Convergence モデルを用いて資本係数の定常均衡値を新しい各国通貨単位のデータから再推計する。この最後の推計は、資本係数の長期の変動方向を見定めることによって、マクロ収穫率の支配的な傾向を予測することに役立つものである。なお、以上3つの節は、前掲小著の序章、第2章、第3章にそれぞれ対応する再推計である。

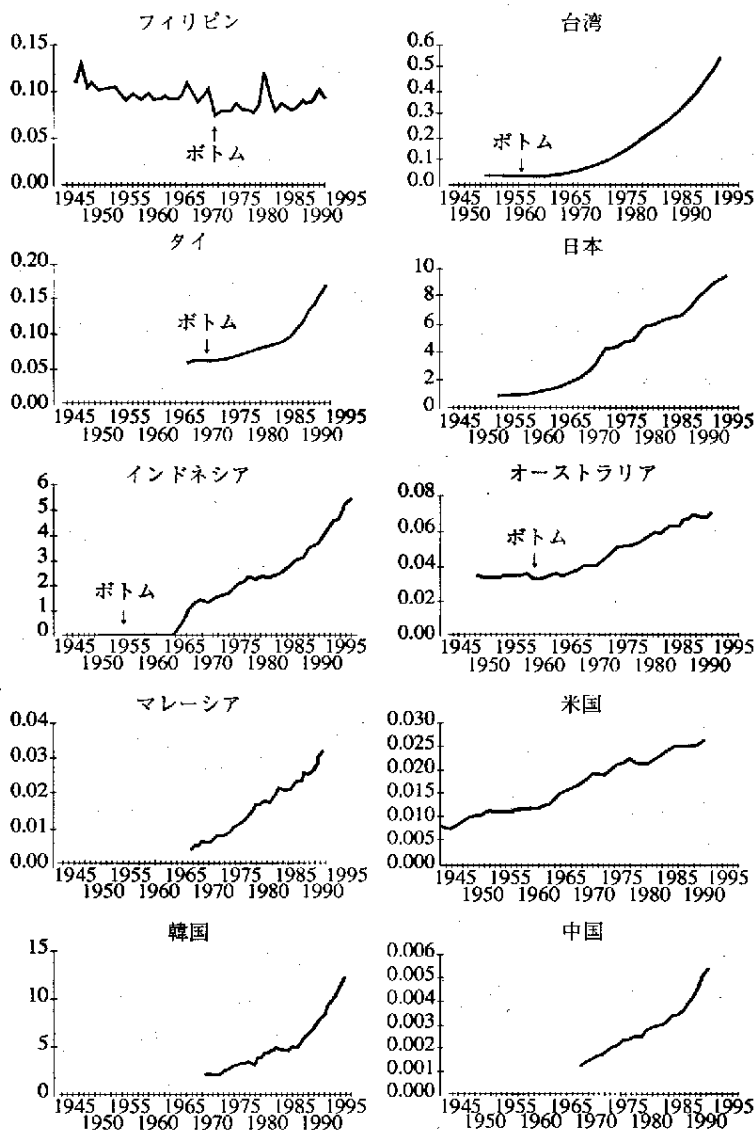
I 資本労働比率の長期変動

本節ではまず資本労働比率の長期変動を各国通貨単位の実質値として再推計するものであるが、しかしかといってドル・ベースの時系列に何の意味もないわけではない。なぜなら、為替レートに関する購買力平価仮説によれば、各国間の平均的な貿易財の価格が均等化するように為替レートが変動することになるからであり、その場合、為替の変動は各国間の物財の質の相対的な変化を反映できる直接的なインディケーターとして機能する唯一のものとなるからである。そして、また国際的に移動の自由な財としての資本財にはそのような性格が強いと考えられる。その意味で、資本財のデフレーターとしては、各国の財の平均値として計算される GDP デフレーターよりも為替レートの方がよりましなデフレーターと言えなくもないのである。もちろん、こうした購買力平価仮説的な価格の均衡は毎期毎期に完全に実現するものではなく短期的な細かな変動までを説明できるわけではない。しかし、長期にはこの仮説が成立すると考えられるから、われわれが問題とするような長期変動の分析にとっては十分である。この点に関する限り、ドル・ベースでの評価に基本的な問題はないとすることができる。

しかし、とはいえ、ドル・ベースの系列だけでなく、各国通貨の系列としてもこの変動の長期的趨勢を検討することには意味があるから、われわれが基礎とするデータベース（京大環太平洋データベース <http://pacific.econ.kyoto-u.ac.jp/>）のドル・ベースの値を同じデータベースの為替レートや各国の GDP デフレーターを使って、各国通貨単位の実質値（1995年基準）に転換した。あるいはまた、国民経済計算で各国通貨建ての各国実質資本ストックの値が得られるものについては、その方が信頼性が高いのでその値を採用した。そして、それらの換算の結果得られた10ヶ国・地域の資本労働比率の趨勢は次の第1図によって示されている。

この図の順序は前掲小著におけるものに合わせてあり、例外的動きをする中

第1図 各国通貨単位による資本労働比率の長期変動



国を除けばほぼ発展段階の新しいものから並べられている。そして、そこでは、やはりフィリピンにおいては緩やかながら低下→安定といった推移がみられるだけでなく、それ以外の国・地域においても資本労働比率のボトムが3ヶ国・地域においても見いだされている。グラフでは細かすぎて確認がむずかしいが、インドネシアの57年、タイの72年、台湾の58年、それにオーストラリアの62年に資本労働比率のボトムが観察された。これらのボトムはグラフ中に印が示されている。また、これらのグラフのうち、タイ、マレーシア、韓国、中国は主に価格データの不足から後半期間のみしか趨勢を調べることができていないが、それは可能性として前半期間により明確な下降傾向を観察できたかも知れないことを示している。

したがって、以上総じて、われわれが小著で述べた資本労働比率の長期変動は必ずしも為替レート変動によるものではない。各国通貨単位でも観察できることが分かった。

II 資本係数とマクロ収穫率

ところで、以上に見た資本労働比率の長期変動は「S字型生産関数」を通じてマクロの収穫率と深い関係を持つが、しかしそれ自体では必ずしも後者のマクロ収穫率と直結するものではない。そこで、本節では小著第2章の方法にしたがって、マクロ収穫率をより直接に推計することとする。

そこでまず、マクロ収穫率をここでは、資本係数 $K/Y=c$ (K は資本ストック、 Y は生産を表わす) によって測るクルグマン論文 (Krugman, 1981) の方法を説明しておきたい。それは、小著が国際経済関係としての Divergence/Convergence 問題を論じる際にはこの論文をベースとしているからであるが、ここでこの c が K の関数であるとする、 $c' > 0$ ならマクロの資本収穫率は通減、 $c' < 0$ なら通増を意味することになるからである。これは、 $c' > 0$ の時、 K の増大にしたがって K ・単位あたりの生産 Y が徐々に低下すること、また $c' < 0$ の時はその逆となるからである。そして、今、さらに K と L がコブ・ダ

グラス型生産関数 $Y=AK^\alpha L^\beta$ の形で生産 Y に寄与するとすると仮定すると、 $c = K/Y = A^{-1}K^{1-\alpha}L^{-\beta}$ だから、

$$c' = \frac{1-\alpha}{Y} - \frac{\beta}{Y} \cdot \frac{K}{L} \cdot \frac{dL}{dK} \\ = \{(1-\alpha) - \beta \cdot \eta\} / Y \quad (1)$$

ここで、 η は $(dL/L)/(dK/K)$ 、つまり資本増に対する労働増の弾力性であり、労働 L が資本 K のある種の関数となっていることを前提としている。つまり、言い換えると、 η を含む項は資本 K の増大が労働 L の増大→生産 Y の増大を通じて資本係数 c を変化させる。こうした間接的な経路をも考慮に入れて資本 K の収穫率を評価することの必要は Faini (1996) の移民モデルによって示されたものである。

なお、この η の値に関しては、次の3つの関係を指摘することができる。

まず第1に、 $c'=0$ という収穫率の「通増」と「通減」とを分ける臨界値は $\eta=\eta^*=(1-\alpha)/\beta$ であり、生産関数 $Y=AK^\alpha L^\beta$ において $\alpha+\beta=1$ となる時には調度この値は1となる。

また第2に、我々が想定する収穫率の「通増」から「通減」への転換とは、この η が臨界値 η^* より大きな値から小さな値に変化することを意味する。

さらに第3に、 η の値は資本労働比率の傾向的な上昇、あるいは人口増加率の傾向的な低下とともに一般的に低下すると考えられるから、我々が前節で再確認した資本労働比率に関するこうした歴史的傾向は収穫率に関する我々の想定を支持することになる。

したがって、ここで残された我々の問題とはこの c' の値を実際に計測することとなる。が、後の第3節での必要から本稿での生産関数推計は、 $\alpha+\beta=1$ を制約としており、その結果、われわれの臨界値 η^* は1となる。また、年次データによる $(dL/L)/(dK/K)$ の計測、つまり $(\Delta L/L)/(\Delta K/K)$ の測定は、やや不安定な動きを示す $(\Delta K/K)$ の値のスムージングの必要から、 $(L/L_{-1})/(K/K_{-1})$ を指標とするものに変えた。前掲小著におけるドル・ベースの計測に

においても同様に方法をとっている。そうすると、

$$\begin{aligned}\frac{L/L_{-1}}{K/K_{-1}} &= \frac{(L_{-1} + \Delta L)/L_{-1}}{(K_{-1} + \Delta K)/K_{-1}} \\ &= \frac{1 + \Delta L/L_{-1}}{1 + \Delta K/K_{-1}} \\ &= \frac{1 + \eta \Delta K/K_{-1}}{1 + \Delta K/K_{-1}} \\ &= \eta + \frac{(1 - \eta)}{(K/K_{-1})}\end{aligned}$$

より、我々の観測データ $(L/L_{-1})/(K/K_{-1})$ と $\eta^* + \{(1 - \eta^*)/(K/K_{-1})\}$ との大小関係を調べることで収穫率の通増／通減問題を判断することができることになる。そして、ここでの η^* は前述のように1となるから、結局、 $\eta^* + \{(1 - \eta^*)/(K/K_{-1})\} = 1$ 。したがって、 $(L/L_{-1})/(K/K_{-1})$ が1を上まわるか下回るかの観測が、収穫率の通減／通増問題を決めることになる。言うまでもなく、上回る場合には(1)式より $c' < 0$ となって収穫通増を意味することとなる。逆は逆である。

そこで、実際に計測を行った結果を検討してみよう。それらは、次の第1表において示されている。それによると、この値が1を平均的に越えている国はフィリピン、全体として越えている状態から下回る状態に長期に変化していると思われるのがオーストラリアと台湾。さらに、インドネシアは60年代末までの変動の大きさが目につくものの50年代初期の高さに注目すれば、これもまた1以上の状態から1以下の状態に転換したものと見ることができよう。それ以外の諸国はほぼ平均的に下回っている。したがって、中国を例外として最も発展段階の低いフィリピンが一貫して収穫通増であること、それに続くインドネシアと農業国のオーストラリアが通増→通減と推移していること、そして台湾もまた例外として扱ったと通減がこれら諸国では支配的であることがわかる。

以上より、小著の仮説であった先進国から順の「マクロ収穫率」の通増から通減への変化、あるいは通減傾向の支配的なことはほぼ再確認できた。国際経

第1表 環太平洋10ヶ国地域のマクロ資本収率の推移

(年)	フィリピン	インドネシア	オーストラリア	台湾	タイ	マレーシア	韓国	日本	米国	中国
1946									1.06248	
1947									0.98178	
1948									0.93480	
1949									0.90994	
1950	0.85932								0.93540	
1951	1.22846								0.98138	
1952	0.97194								0.96188	
1953	1.04835		1.01168	1.00833					0.96155	
1954	0.99153	0.92475	1.00266	1.01128					0.97829	
1955	0.99942	0.89321	0.99756	1.01258					0.98898	
1956	0.99095	1.45881	0.99581	1.00685				0.93967	0.99700	
1957	1.03795	1.27678	1.00241	1.00802				1.03964	1.00234	
1958	1.11151	0.72430	0.99990	1.00236				0.99267	0.98409	
1959	0.94403	0.92884	0.98881	0.99819				0.97189	0.98589	
1960	1.02911	0.93625	0.98558	0.99163				0.97189	0.97838	
1961	1.01328	0.78102	1.03169	0.98639				0.87587	0.98823	
1962	0.95125	0.50539	1.03704	0.96923				0.94676	0.99518	
1963	1.05062	0.59840	0.99171	0.96681				0.91590	0.96729	
1964	1.01580	0.53038	0.98382	0.96324				0.92487	0.97824	
1965	0.97466	0.28779	0.98194	0.95133				0.95618	0.96841	
1966	1.01565	0.10156	0.96321	0.93723				0.90702	0.92562	
1967	0.99315	0.40404	1.03370	0.91698				0.88931	0.93189	
1968	0.97387	0.46789	0.96168	0.90760				0.91677	0.95670	
1969	0.87996	0.84467	0.96670	0.89025				0.87293	0.95963	
1970	1.09109	0.93468	0.96819	0.89510	0.97630			0.86045	0.96977	
1971	1.11683	1.14149	0.96728	0.89834	1.00076	0.81378	0.94838	0.89784	0.96039	0.93258
1972	0.96616	0.84376	0.97460	0.89117	1.00108	0.85633	1.00733	0.83644	0.95032	0.91327
1973	0.90107	0.94299	1.00927	0.88998	0.99952	0.99333	0.87010	0.82544	0.95760	0.92681
1974	1.38596	0.94356	0.94637	0.88700	0.99532	0.86913	0.85490	0.97526	0.98238	0.94256
1975	0.94319	0.95015	0.93560	0.87925	0.98300	0.84539	0.92350	0.98647	0.99937	0.91047
1976	1.01051	0.83227	0.95061	0.88552	0.98347	0.98866	0.98493	0.94110	0.96846	0.95367
1977	0.97546	0.96772	0.95311	0.90618	0.97552	0.93063	0.89382	0.98133	0.96325	0.94196
1978	0.90985	0.91604	0.99073	0.90551	0.96801	0.81125	1.05410	0.95151	0.97603	0.92813
1979	1.07737	1.03845	0.98750	0.90270	0.96905	0.95913	0.80734	0.89160	0.96509	0.97427
1980	1.01747	0.95686	0.97139	0.89686	0.95492	0.88673	0.92464	0.95065	0.97645	0.98576
1981	1.01644	1.00672	0.96448	0.90637	0.96182	0.85466	0.93401	0.97873	1.03320	0.96187
1982	0.93068	0.95585	0.97579	0.91592	0.98090	0.91319	0.94606	0.96841	1.01004	0.94240
1983	0.69983	0.98991	0.97522	0.93061	0.96684	0.93324	1.02001	0.98442	0.99722	0.94734
1984	1.28537	0.92966	0.98699	0.94037	0.97654	0.99553	0.98712	0.97899	0.98198	0.98044
1985	1.17010	0.93591	0.97132	0.94603	0.98030	0.92580	0.95576	0.98055	0.97414	0.97696
1986	0.94015	0.92453	0.97348	0.95665	0.96126	0.88871	0.93638	0.98906	0.95818	0.94244
1987	1.00700	0.97869	0.98754	0.93990	0.95957	1.01798	0.87093	0.94911	0.97235	0.94301
1988	1.05017	0.90110	0.99587	0.91396	0.94025	0.97658	0.90851	0.94811	0.97411	0.97884
1989	0.96958	0.95280	0.96277	0.91464	0.93013	0.94514	0.89458	0.93046	0.98808	0.96941
1990	0.93189	0.95109	0.96902	0.92925	0.91179	0.94328	0.89606	0.93560	0.98338	0.93357
1991	1.02134	0.90208	0.99582	0.93012	0.90179	0.93719	0.89585	0.95727	1.00360	0.90348
1992	0.96504	0.91787	1.00281	0.92569	0.92258	0.96758	0.89720	0.97182	0.99608	0.91840
1993	0.89259	0.97619	1.00016	0.92264	0.92623	0.89904	0.90602	0.97382	0.98572	0.91136
1994	1.08948	0.89354	0.97741	0.92892	0.90560	0.91072	0.91425	0.97918	0.97626	0.92888
1995		0.94242								

済関係が現在 convergence を基本に動いていることの傍証となるものである。

III 資本係数の定常均衡値と収穫率

本稿の最後に、小著第3章で行った定常均衡値としての資本係数の推計を各国通貨単位のデータで改めてしてみたい。これは、Solow (1956), Koopmans (1965), Barro (1991), Barro & Sala-i-Martin (1992), Branchard & Fisher (1989) などのモデルが明らかとした以下の均斉成長の実現条件を使って資本係数の定常均衡値を求めるというものである。すなわち、

$$f'(K) = \rho + d \quad (1)$$

ここで、 $f(K)$ は一人当たり資本ストック（資本労働比率）の関数として定義された一人当たり GDP であり、 ρ, d はそれぞれ各国代表的個人の主観的割引き率、マクロの平均減価償却率である。この定式化は論者により若干の相違があり、例えば、Branchard & Fisher (1989) では(1)式の右辺に人口成長率が登場している。しかし、他方、このモデルでは資本増加に及ぼす減価償却の役割が無視されている点でわれわれのモデルの方が現実的であり、人口増加率に関しても各個人が自分の子孫全体の効用を（時間で割引きながら）最大化すると仮定するならば、効用関数の形状が変化してわれわれのような結論が導かれる。この後者のような効用関数の設定は「王朝モデル」と呼ばれるもので、Barro & Sala-i-Martin (1992) で用いられているものである。

以上のようなモデルを前提に本稿では各国通貨ベースのデータを用いて定常資本係数を計測するものであるが、その計算方法は通貨ベースの相違以外に小著のそれと次のような違いを持っている。というのは、小著の生産関数は韓国、台湾、タイの3ヶ国・地域を除いて総生産 (Y) を被説明変数とするコブ・ダグラス型 ($Y = AK^\alpha L^\beta$) となっているが、ここではなるべく上記の(1)式に近付けるために一人当たり GDP を一人当たり資本ストック（資本労働比率）で説明するという形を採用している。具体的には、

$$f(k) = Ak^\alpha$$

と定式化した。これは、言うまでもなく、上記コブ・ダグラス型生産関数において、 $\alpha + \beta = 1$ を仮定するに等しい。前節でこれを仮定したのはこの理由によっている。

さらに第2に、生産関数推計の期間について、本稿ではチョウ検定により構造安定期のみを特定して行っているという違いがある。膨大な数の方程式群を扱う小著ではこのテストを基本的に行えていない。これはその方程式群を用いて今後30年の予測を行うという予測型構造方程式モデルにとって、各方程式の推計期間が短くなりすぎることを嫌ったことにもよっている。しかし、本稿の場合は、生産関数推計の目的がパラメーター α を求めることにだけあり、その値のみが定常資本係数の計算に使われる。したがって、なるべく最近時のかつ安定的な α の推計が重要となるのでチョウ検定を通過させることにしたものである。なお、生産関数推定の具体的な手順と結果については本稿補論を参照されたい。

また第3に、本稿推計時の減価償却率はチョウ検定後の生産関数の推計期間の平均値を用いている。小著においては減価償却率は関数型で与えられており、それを定常資本係数の推計においても用いたが、本稿では外生変数をゼロにするというモデル体系上の要請がないので簡単に平均値を用いている。なお、各国・地域の主観的割引率 ρ を「金利-GDPデフレーター」で推計する際に用いた金利データは各国・地域の市場利子率¹⁾である。

そこで、それでは実際に(1)式を使った定常資本係数の推計に入るが、その為にはまず、一人当たりGDPを決める関数 $f(k) = Ak^\alpha$ の微分をしておかねばならない。すなわち、

$$\begin{aligned} f'(k) &= A\alpha k^{\alpha-1} \\ &= \alpha(Ak^\alpha)/k \end{aligned}$$

1) 日本は日本銀行「経済統計年報」の全国銀行平均約定金利、韓国は短期貸出し金利、台湾とインドネシアはAsian Development Bank (1995) の、'On deposits, 12 months,' タイは同資料の、'On loans and discounts, commercial bills' を使っている。それぞれ90年代に入ってからのものであるデータの平均値で、韓国のみ不自然に低い92年までのデータを除いた。

$$\begin{aligned}
 &= \alpha \frac{f(k)}{k} \\
 &= \alpha \frac{Y}{K}
 \end{aligned} \tag{2}$$

ここで、 Y 、 K はそれぞれマクロの総生産と総資本を表わし、したがって Y/K は資本係数の逆数となる。それ故、この式を(1)式に代入して、

$$\left(\frac{K}{Y}\right)^* = \frac{\alpha}{\rho + d} \tag{3}$$

これが長期に定常均衡値として到達されるはずの資本係数の推定値である。そして、次の第2表はこの式を使って実際に計測された値を示したものである。ここでは、生産関数推計で ($0 < \alpha < 1$ の制約を満たさないという意味で) 不適当なパラメーターしか推定できなかった米国、中国、タイ、マレーシア、オーストラリアが除かれている。

第2表 資本係数の定常均衡値と現実値

	定常均衡値 (K/Y) * (a)	現実値 (94年) (b)	「到達率」 (b/a) (%)
日本	1.89	2.34	124
韓国	4.02	1.44	36
台湾	8.23	1.72	21
フィリピン	8.62	3.40	39
インドネシア	4.74	2.44	51

それを前提にした上で表中の5ヶ国・地域の結果を見ると、まず日本の定常資本係数の低さが目につく。この一半の原因は各国毎に「資本」の定義が異なり²⁾、各国比較が直接にできないことにあるが、他方で、生産関数推定によって導かれたパラメーター α の値が日本において極端に小さく、そのことが強く原因しているものと思われる。実際、日本のこのパラメーターはチョウ検定前の段階で、OLS 推定では0.733837 (t 値は30.06)、誤差項に1階の自己相関

2) この点は小著 APPENDIX I あるいは前掲京大環太平洋データベース参照。

を仮定したコ克蘭・オーカット法推定では0.660149 (t 値は17.79)であったものが、チョウ検定による期間変更後の0.260941 (t 値は2.060)と極端に変わっている。(3)式による定常資本係数の推定値としてはこれだけで2～3分の1に縮小してしまっている。他の4ヶ国・地域のパラメーターと比べても日本のパラメーターは過小推計である可能性が強い。

したがって、日本の計算結果にはやや留保しながら他国・地域の結果に注目すると、これは小著第3章での結果と同じように、まず①定常資本係数が各国・地域間でかなり違っていること、②今、現在(最新データの1994年)の資本係数の到達値を定常均衡値で割った値を「到達率」とすると、それは必ずしも先発国において高いわけではないこと、③日本を除いてすべての諸国・地域の定常均衡値が現実値より大きいことがわかる。そして、これらの内、われわれに最も重要なのは③の特徴である。なぜなら、この特徴は今後の長期の傾向として、資本係数(K/Y)の上昇が支配的であること、したがって、本稿第2節および小著第1章でクルグマンが定式化した c が上昇を基調に今後推移することを意味する。そして、今、 $dK/dt > 0$ を仮定する限り、これは、

$$\frac{dc(K)}{dt} = \frac{dc(K)}{dK} \cdot \frac{dK}{dt} > 0$$

より、 $c' > 0$ を意味する。これは資本収率の推移が「通減」を基本とすることを意味する。小著が現在のConvergenceの基礎においた通減的な資本収率はこうして各国通貨単位のデータでも実証することができた。

以上より、3つの計測方法のどれによっても、小著で前提とした各国資本収率の通増から通減への傾向的推移、あるいはより一般的な「通減」の支配的状況が各国通貨ベースで導くことができた。この意味で、小著の分析的結果は、ドル・ベースのモデルであるという特殊な性質に依存するものではない。

補論 各国・地域生産関数の推計について

本稿における各国・地域生産関数の推計は、最初に入手された手元の全期間

第3表 保有データ全期間を対象とした生産関数推定

国・地域	O L S 推 定				A R 1 推 定				
	定数項 (t 値)	係数 (t 値)	自由度修正決定係数 DW比	推定期間	定数項 (t 値)	係数 (t 値)	誤差項の自己 相関係数	自由度修正決定係数 DW比	推定期間
米 国	-1.19 (-12.6)	0.68 (30.3)	0.94 0.55	1945-94	-0.92 (-6.3)	0.75 (21.2)	0.634	0.98 1.97	1946-94
日 本	-0.23 (-6.8)	0.73 (30.1)	0.46 0.54	1955-94	-0.12 (-2.1)	0.66 (17.8)	0.558	0.98 2.30	1956-94
韓 国	-0.27 (-6.4)	0.93 (35.3)	0.98 0.71	1970-94	4.03 (8.3)	0.05 (0.6)	0.977	1.00 1.72	1971-94
中 国	2.16 (5.6)	1.44 (21.3)	0.96 0.60	1978-94	0.86 (1.0)	1.21 (7.5)	0.729	0.98 1.59	1979-94
台 湾	-0.67 (-15.5)	0.79 (46.2)	0.98 0.20	1952-94	-0.78 (-8.3)	0.72 (16.5)	0.882	1.00 1.36	1953-94
フィリピン	-6.07 (-12.7)	-0.95 (-4.8)	0.33 0.72	1949-94	-3.04 (-24.0)	0.26 (5.4)	0.896	0.94 1.97	1950-94
タ イ	-0.30 (-2.2)	1.30 (24.2)	0.46 0.18	1969-94	-0.86 (-6.1)	1.05 (17.1)	0.801	0.99 1.87	1970-94
マレーシア	-1.16 (-7.3)	1.03 (28.4)	0.97 1.23	1970-94	-1.27 (-5.0)	1.00 (16.8)	0.323	0.97 1.69	1971-94
インドネシア	-0.83 (-59.6)	1.00 (241.4)	1.00 1.22	1953-95	-0.83 (-35.2)	1.00 (148.0)	0.375	1.00 1.99	1954-95
オーストラリア	-0.58 (-3.0)	1.16 (18.6)	0.89 0.18	1952-94	-2.84 (-5.3)	-0.15 (-0.7)	0.984	0.99 2.13	1953-94

の OLS 推定, 次に AR 1 (誤差項の 1 階の自己相関を仮定したコ克蘭・オーカット法) 推定, そしてその後に連続 Chow 検定という手順で行った。それによると, まず第 3 表の左欄に明らかなように OLS 推定ではダービン・ワトソン検定にすべての諸国・地域がパスせず, 右欄のようにすべて AR 1 推定をする必要があった。この推定では被説明変数がマクロの一人当り GDP であり, 説明変数とその一人当り資本ストック (資本労働比率), そしてその両変数とも対数化されている。本文中の“ α ”に対応する係数に 1 を超えているものがあり問題であり, その点でも推計結果には問題がある。

そこで, 次に AR 1 推定を基本としつつ, 連続 Chow 検定を行い, 構造変化

第 4 表 構造安定期間を対象とした生産関数推定

	定数項 (t 値)	係数 (t 値)	推定方法 (AR1推定時の誤差 項自己相関係数)	自由度修正済 自己相関係数 DW比	推定期間
米 国	0.20 (0.6)	1.04 (12.4)	AR 1 (0.598)	0.97 1.87	1970-94
日 本	0.73 (2.7)	0.26 (2.1)	OLS	0.29 2.22	1986-94
韓 国	0.22 (5.3)	0.71 (34.5)	AR 1 (0.304)	1.00 2.21	1983-94
中 国	0.86 (1.0)	1.21 (7.5)	AR 1 (0.729)	0.98 1.59	1979-94
台 湾	-0.68 (-19.5)	0.76 (21.1)	OLS	0.98 1.48	1986-94
フィリピン	-1.98 (-4.5)	0.71 (3.9)	OLS	0.64 1.42	1986-94
タ イ	-0.86 (-6.1)	1.05 (17.1)	AR 1 (0.801)	0.99 1.87	1970-94
マレーシア	0.49 (0.8)	1.48 (9.0)	AR 1 (-0.060)	0.89 1.85	1984-94
インドネシア	-0.66 (-15.4)	0.84 (21.5)	AR 1 (0.534)	1.00 1.52	1966-95
オーストラリア	-2.84 (-5.3)	-0.15 (-0.7)	AR 1 (0.984)	0.99 2.13	1953-94

なしと認められた期間の内、最近年（われわれのデータでは1994年ないし1995年）につながる後半期の推計結果のみを示したのが次の第4表である。ここでは中国とタイとオーストラリアの構造変化が全期間において認められなかったもので、第3表の右欄と同じ方程式が示されている。また、日本と台湾とフィリピンのダービン・ワトソン比が同期間のOLS推定でも十分パスできたのでそちらの計算結果を示している。なお、AR1で Chow 検定をする場合には Giles & Scott (1992) が指摘するように $H_0: \beta_1 = \beta_2$ を棄却しやすい傾向があるので、有意水準を1%と設定している。これは蓑谷 (1996) にしたがっている。

以上が生産関数推定の基本的な手順である。ただし、最後の第4表でも米国、中国、タイ、マレーシア、オーストラリアにおいて推定パラメーター α が $0 < \alpha < 1$ の条件を満たさなかった。このため、本文第3節では他の5ヶ国・地域のみの計算結果を利用している。

参考文献

- Asian Development Bank, 1995, *Key Indicators of Developing Asian and Pacific Countries*, Asian Development Bank, Manila.
- Barro, R. J., 1991, "Economic Growth in a Cross Section of Countries", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, pp. 407-443.
- Barro, R. J. and Sala-i-Martin, X., 1992, "Convergence", *Journal of Political Economy*, Vol. 100, No. 2, pp. 223-251.
- Branchard, O. J. and Fisher, S., 1989, *Lectures on Macroeconomics*, MIT Press, Cambridge.
- Faini, R., 1996, "Increasing Returns, Migrations and Convergence", *Journal of Development Economics*, Vol. 49, No. 1, pp. 121-136.
- Giles, D. and Scott, M., 1992, "Some Consequences of Using the Chow Test in the Context of Autocorrelated Disturbances", *Economics Letters*, Vol. 38, pp. 145-150.
- Koopmans, T. C., 1965, "On the Concept of Optimal Economic Growth", in *The Economic Approach to Development Planning*, North Holland, Amsterdam.
- Krugman, P., 1981, "Trade, Accumulation, and Uneven Development", *Journal of De-*

velopment Economics, Vol. 8, pp. 149-161.

養谷千風彦, 1996, 『計量経済学の理論と応用』日本評論社。

日本銀行, 各年版, 『経済統計年報』日本銀行。

大西広, 1998, 『環太平洋諸国の興亡と相互依存——京大環太平洋モデルの構造とシミュレーション』京都大学学術出版会。

Solow, R. M., 1956, "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 70, pp. 65-94.